www.elsevier.es/estudios_gerenciales

Artículo

Revelación de información en las empresas bursátiles chilenas: el efecto de la propiedad de los inversionistas institucionales y el nivel de endeudamiento



Ricardo Alex Campos Espinoza*, Hanns Aníbal de la Fuente Mella,
Berta Silva Palavecinos y Paola Andrea Diaz Riffo

Docente-Investigador, Escuela de Comercio, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Valparaíso, Chile

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 7 de marzo de 2012

Aceptado el 20 de febrero de 2014

On-line el 3 de junio de 2014

Códigos JEL:

M49

Palabras clave:

Revelación de información

Inversionistas institucionales

Nivel de endeudamiento

RESUMEN

Este artículo expone evidencias del efecto que tiene en la calidad de la revelación de información corporativa al mercado, tanto la participación de las administradoras de fondos de pensiones en la propiedad de las empresas como el nivel de endeudamiento de estas. Para medir y cuantificar estas evidencias, se utilizaron modelos econométricos de corte transversal y de panel de datos, empleando información publicada por sociedades anónimas chilenas, entre el período 2001–2009. El estudio demuestra que mientras mayor es la propiedad de las administradoras de fondos de pensiones en las empresas de la muestra, aumenta la revelación de la información; y por otra parte, el efecto del endeudamiento es negativo, es decir, a mayor apalancamiento menor revelación de información.

© 2012 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Information disclosure in quoted Chilean companies: The effect of institutional investors and leverage

ABSTRACT

This article provides evidence of the effect the quality of corporate information disclosure has on the market, particularly the share of ownership that have the pension fund administrators who have shares in the company, and the level of debt that the companies have. Cross-sectional econometric models and panel data were used to measure and quantify this evidence, found by using information published by Chilean Corporations between 2001–2009. The study shows that, for this sample, information disclosure increases when the pension funds ownership is higher, and decreases when the leverage is higher.

© 2012 Universidad ICESI. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

JEL classification:

M49

Keywords:

Disclosure of information

Institutional investor

Debt levels

* Autor para correspondencia: Av. Brasil 2950, Escuela de Comercio-PUCV, Valparaíso, Chile.
Correo electrónico: ricardo.campos.e@ucv.cl (R.A. Campos Espinoza).

Revelação de informação nas empresas bolsistas chilena: para efeito da propriedade dos investidores institucionais e o nível de endividamento

R E S U M O

Classificação JEL:
M49

Palavras chave:
Revelação de informação
Investidores institucionais
Nível de endividamento

Este artigo expõe evidências do efeito que tem na qualidade da divulgação de informação corporativa ao mercado, tanto a participação das administrações de fundos de pensões na propriedade das empresas, como o nível de endividamento das mesmas. Para medir e quantificar estas evidências, utilizaram-se modelos econométricos de corte transversal e de painel de dados, utilizando informação publicada por sociedades anônimas chilenas, entre o período 2001–2009. O estudo demonstra que quanto maior for a propriedade das administrações de fundos de pensões nas empresas de amostra, maior a relevância da informação; e, por outro lado, o efeito do endividamento é negativo, ou seja, quanto maior o efeito de alavanca, menor a divulgação de informação.

© 2012 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos os direitos reservados.

1. Introducción

La revelación pública de los resultados de las empresas y el riesgo que ellas enfrentan ha incitado el interés de los inversionistas, acreedores y otros usuarios de información financiera. La calidad de la información revelada a los mercados de capitales es tan importante que organismos internacionales como la *International Organization of Securities Commissions -IOSCO* (2010) y la *Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico* (OCDE) (2004) hacen énfasis en la calidad de la revelación de información. Además, el *International Accounting Standards Board-IASB* (2010) ha modificado el marco conceptual para la información financiera, precisando que esta debe ser útil a los inversionistas y acreedores actuales y potenciales para tomar decisiones sobre el suministro de recursos a la entidad. En este sentido, el uso del modelo de valor razonable apoyado por el IASB debería contribuir a la preparación de información que refleje más fielmente la realidad de los negocios (Silva, 2011).

Sin embargo, las crisis financieras de los años 90, junto a los escándalos de información de algunas empresas, han incrementado las dudas sobre la fiabilidad de la información que revelan las empresas (Hashim y Devi, 2007; Sivaramakrishnan y Yu, 2008). Esto se recrudece cuando en mercados en vías de desarrollo, donde hay una escasa autorregulación y una exigua regulación gubernamental (Claessens y Fan, 2002; Khanna, Kogan y Palepu, 2006), se permiten situaciones escandalosas por la manipulación de la información proporcionada al público. En este sentido, Chile no ha quedado ajeno a esta vulnerabilidad, y así lo muestra el caso ocurrido en 2011 con La Polar¹. En este sentido, la mayor calidad y transparencia de la información informada por las compañías puede conducir a un mejor clima de confianza entre mercados e inversionistas (Alonzo Almeida, 2010).

Por otro lado, otro tipo de actor relevante en el clima de confianza, credibilidad y transparencia de información pública financiera es el inversionista institucional, ya que se espera que su participación contribuya a mejorar la calidad de la información y a aumentar la revelación. De esta forma, en diversos países, los fondos de pensiones constituyen un inversionista institucional dominante que invierte en el mercado de acciones local (*Global Corporate Governance Forum* [GCGF], *Organisation for Economic Co-operation and Development* [OECD] e *International*

Finance Corporation [IFC], 2010). La participación más informada de los inversionistas institucionales, para apoyar la mejora de las prácticas de gobierno corporativo de las compañías en que invierten, es una preocupación de los reguladores y de organismos internacionales. No obstante, paradójicamente y contrario a los anteriores postulados, Pizarro, Mahenthiran, Cademartori y Curci (2007), en un estudio de una muestra de empresas chilenas entre 1995 y 2005, muestran que la propiedad de los inversionistas institucionales afecta negativamente a la revelación de información.

Otro aspecto importante en la calidad de la información que revelan las compañías es el nivel de endeudamiento. En esta línea, un estudio acerca de compañías en Chile para el período 1996–2005 exhibe que las compañías con alto nivel de deuda tenían un bajo indicador de revelación de información (Silva, Azúa, Díaz y Pizarro, 2008). Estos autores sustentan que este efecto ocurre porque los bancos y las instituciones financieras obtenían su información directamente desde la gerencia y no desde los datos públicos. A pesar de que los cambios regulatorios en Chile y la adopción de Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) debieran influir en la calidad de la información que recogen los acreedores para tomar decisiones, es probable que la situación no haya cambiado significativamente y que las empresas sigan informando privadamente a la banca y a las entidades financieras para gestionar financiamiento. Este es un interesante y contingente foco de estudio.

Por lo expresado en los párrafos anteriores, entonces, surge por un lado el interés en estudiar cuál es el efecto que tiene la propiedad mantenida por los inversionistas institucionales, específicamente las AFP, en la revelación de información de las sociedades cotizadas en Chile; y analizar, por otro lado, el efecto que tiene el nivel de endeudamiento de las empresas en la calidad de la información revelada. Este nivel de revelación de información será medido a través de un indicador que será explicado posteriormente en el contexto del marco teórico de este artículo. En la segunda sección también se presenta una revisión de autores que abordan la revelación de información corporativa y se plantean las hipótesis del estudio. En la sección 3 se presenta la metodología utilizada, el análisis de los datos, los modelos econométricos de corte transversal y de panel de datos seleccionado para evaluar las hipótesis. En la sección 4 se exponen los resultados obtenidos de los ajustes a los modelos. Por último, se formulan las conclusiones.

2. Marco teórico

La existencia y el desarrollo de mecanismos eficaces de gobierno corporativo en las empresas, enmarcados en estándares

¹ En junio de 2011, en esta empresa de *retail*, las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) —que en conjunto poseían aproximadamente un 25% de la propiedad— denunciaron irregularidades en materia contable vinculada con la gestión de la cartera de crédito y en el reflejo de utilidades inexistentes. Este hecho afectó a los inversionistas por la pérdida de la confianza y la significativa baja del precio de la acción.

internacionales, no solo generan mayor valor a las empresas en la gestión, sino que además mejoran la confianza de los accionistas y aportan dinamismo al mercado de capitales. La OCDE (2004) ha destacado la importancia de un buen gobierno corporativo para América Latina y entre sus recomendaciones destacan la entrega de información y la transparencia al mercado.

Por otro lado, en el marco conceptual para la información financiera del IASB (2010) se hace explícito el propósito de proveer información financiera sobre la entidad que informa, que sea útil a los inversionistas y acreedores actuales y potenciales para tomar decisiones sobre el suministro de recursos a la entidad. A nivel nacional, los requerimientos de información quedan establecidos en la Norma de Carácter General n.º 30 de la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS), referida a la información requerida a las entidades inscritas en el Registro de Valores. A nivel internacional, algunos de los principios de la IOSCO (2003) se refieren a la difusión completa y precisa de la información financiera y no financiera.

El desarrollo de los mercados financieros requiere que la información proporcionada a los proveedores de fondos cumpla con las condiciones de calidad y de transparencia que les permita mantener la confianza y la inversión. Dicha transparencia se puede entender como una cualidad del mercado financiero que implica la transmisión con claridad, veracidad y equidad de toda la información relevante a los inversionistas (Comisión Nacional de Valores [CNV], 2011).

Continuando con el análisis de la revelación de información entregada en el mercado, Kanagaretnam, Lobo y Whalen (2007) plantean que la liquidez del mercado aumenta a medida que la asimetría de información se reduce. Por su parte, Chen, Chung, Lee y Liao (2007) indican que las empresas que adoptan pobres prácticas de transparencia y revelación de información experimentan graves asimetrías. Lins (2003) constató que las empresas que se financian con fondos provenientes de instituciones financieras tienen menos incentivos para revelar información. Khurana, Pereira y Martin (2006) señalan que la entrega de mayor información al mercado, debido a la aplicación de buenas prácticas de gobiernos corporativos, se relaciona positivamente con el crecimiento y la rentabilidad de la empresa. Todos estos antecedentes ayudan a justificar ampliamente que se profundice acerca de la medición de la revelación de la información proporcionada en el mercado de capitales a los inversionistas de sociedades chilenas que cotizan en bolsa.

Otro de los objetivos de esta investigación tiene relación con los inversionistas institucionales. Así, CCGF, OCDE e IFC (2010) plantean que, en comparación con otras partes del mundo, en los países de América Latina el rol del inversionista institucional es uno de los puntos más críticos. Esto se debe a la concentración de la propiedad y al escaso dinamismo de los mercados donde prevalece la gestión de determinados grupos económicos sobre los accionistas minoritarios. Todo esto provoca que los mercados se tornen relativamente poco líquidos. Adicionalmente, Bushee, Carter y Gerakos (2010) plantean que en los gobiernos corporativos de las empresas existe preferencia por los inversionistas institucionales. Las sociedades que tienen inversionistas institucionales adoptan los mecanismos de gobiernos corporativos, incentivando con ello la transparencia en la entrega de información al mercado. Lo anterior ocurre porque los inversionistas institucionales tienen una fuerte influencia y están muy involucrados en las decisiones y en la monitorización de las actividades de las sociedades en las cuales invierten (Bushee et al., 2010). Por otra parte, Pizarro et al. (2007) expresan que la OCDE en 2003 considera que las AFP en Chile se convirtieron en líderes de opinión y se espera que sean pioneras en la protección de los accionistas minoritarios. Examinando otra forma de participación de inversionistas institucionales, Bushee et al. (2010)

analizan el concepto de número de *block*² y plantean medir el grado en que un inversionista institucional participa con al menos un 5% de la propiedad, concluyendo que tal condición sirve como mecanismo sustituto de gobierno corporativo más que como un complemento.

El endeudamiento es otro de los indicadores que en la literatura se encuentra vinculado a la revelación de información. Un mayor nivel de endeudamiento incentiva una pobre revelación de información pública en comparación con la información privada entregada por la empresa a la banca (Ball, Kothari y Robin, 1999). Las empresas que tienen financiamiento por parte de terceros tienen menos intención de entregar información al mercado de capitales, privilegiando la entrega de información a la institución bancaria que los financió (Lins, 2003).

Dentro de las variables para analizar el tamaño, Hope y Thomas (2008) encuentran que en las empresas que no revelan información acerca de sus segmentos y de la información relacionada, su potencial de valoración corporativo, medido por la Q de Tobin, es significativamente menor que en aquellas que sí lo hacen.

Otras de las variables de valoración que se encontró en este estudio para la revelación de información de las sociedades cotizadas en Chile son la relacionada con los niveles de participación inferior a un 20% y el acceso a los niveles de información. En el caso de la revelación de información de las sociedades cotizadas en Chile, Pizarro et al. (2007) indican que los niveles de propiedad mantenidos por las personas que debido a su trabajo o posición tienen acceso a la información (*insiders*) no tienen efecto sobre el valor de la empresa, lo cual es también consecuente con lo planteado por Lins (2003).

Además, Pizarro et al. (2007) señalan que a mayor cantidad de devengados discrecionales, mayor es la probabilidad de que los administradores puedan manejar los resultados; lo mismo concluyen Kothari, Leone y Wasley (2005)³.

Una vez revisada la literatura, en este trabajo se formulan las siguientes hipótesis en torno a la calidad de la revelación de la información y su relación con el nivel de endeudamiento y la participación de inversionistas institucionales en la propiedad de la empresa.

Las hipótesis que se desean evaluar son las siguientes:

- Hipótesis 1: *la inversión realizada por las AFP en valores, emitidos por las sociedades que cotizan en bolsa, afecta positivamente a la revelación de la información proporcionada al mercado.*
- Hipótesis 2: *el nivel de endeudamiento afecta negativamente a la revelación de la información proporcionada al mercado.*

3. Metodología

El análisis se realiza para una muestra de 67 empresas en el período 2001–2009, con frecuencia anual. Tanto los datos para las variables endógenas como exógenas de los modelos propuestos son obtenidos de las memorias de cada sociedad. En forma anexa, se usan los datos obtenidos desde la SVS. Dado lo anterior, y de acuerdo a los objetivos propuestos, el análisis pretende establecer los factores determinantes de la revelación de la información proporcionada a los inversionistas en el mercado de capitales chileno.

Para evaluar el grado de revelación de información que entregan las compañías al mercado se acudió al uso de un instrumento

² De acuerdo a Bushee et al. (2010) un *block* es la unidad que permite medir el grado en que una institución es un *blockholder*.

³ Para estos efectos *Total accruals* (devengados) se determina como sigue: $TA = \frac{(AC-E)-(PC-DC)-D}{AP}$ donde TA es el *Total accruals*, AC es el total de activos corrientes, E es el efectivo, PC el total de pasivos corrientes, DC es la deuda de corto plazo, D es la depreciación del ejercicio, y AP es el total de activo promedio (García-Lara, García-Osma y Penalva, 2011).

Tabla 1
Estadísticos de las variables

Variable	N	Media	Mínimo	Máximo	Desv.Est.	Rango	Asimetría	Curtosis	Test K-S (valor de p)
Tobin	330	1,365273	0,290000	4,9500	0,85569	4,6600	2,2638	6,3434	0,1625 (0)
Tacc_TA	330	0,070845	0,000207	2,8170	0,17725	2,8168	12,3121	180,7714	0,3479 (0)
PPE_TA	330	0,500727	0	0,9700	0,26440	0,9701	-0,5169	-0,6057	0,0927 (0)
Deuda_PBurs	329	0,461653	0,000001	8,2701	0,97953	8,2700	4,7116	29,1057	0,3212 (0)
TD_TA	335	0,337167	0,000190	0,7244	0,19266	0,7241	-0,1510	-1,1199	0,0726 (0)
LnDeuda	329	21,145299	9,262079	29,6546	4,85053	20,3924	-0,1687	-1,2040	0,1404 (0)
NroBlock	329	2,954407	0	9,0000	1,67324	9,0000	1,0075	0,9511	0,1753 (0)
AFP	335	0,039379	0	0,5338	0,05954	0,5338	2,6794	13,9577	0,257 (0)
DAFP	334	0,026946	0	1	0,16217	1,0000	5,8692	32,6433	0,5393 (0)
NAFP	335	0,049103	0	0,9800	0,10047	0,9800	5,8272	46,3866	0,3197 (0)
CGO_20	330	0,541808	0,111200	9,0000	0,67331	8,8888	12,1081	151,1531	0,428 (0)

Fuente: elaboración propia.

que permite medir dicho nivel de revelación desde los estados financieros que proveen las Sociedades Anónimas Abiertas chilenas: el índice de revelación de información *DIS* (debido al acrónimo del inglés, *disclosure index*). El instrumento aplicado ha sido desarrollado por [Haat, Mahenthiran, Rahman y Hamid \(2006\)](#), cuyo mecanismo de construcción se basa en una escala aditiva tipo Likert.

El instrumento utilizado consiste en un cuestionario compuesto por 17 ítems clasificados en 4 categorías: a) información sobre la empresa, b) información contenida en las notas a los estados financieros, c) información sobre los auditores externos y d) información sobre el directorio. Se analizaron 603 estados financieros, obteniendo un indicador que fluctúa entre un mínimo de 0 y un máximo de 1 (un valor cercano a 1 indica una mayor revelación y calidad de la información).

La primera etapa del estudio consiste en la realización de un análisis exploratorio para las variables objeto de estudio, para comprender el comportamiento de cada una de las variables involucradas en la investigación. Posteriormente, y para establecer los factores determinantes de la revelación de la información, se utilizan 2 modelos econométricos, a través de los cuales se revisan y evalúan los supuestos asociados al problema de las perturbaciones esféricas y los demás test propuestos para la validación del mismo ([Greene, 1999](#)), realizándose las transformaciones que sean necesarias para su validación sin afectar la naturaleza económica del modelo.

A continuación se expone una breve caracterización de las empresas incluidas en este estudio, de las variables empleadas, y de los modelos y las metodologías usadas para evaluar las hipótesis.

3.1. Análisis de datos

Las 67 empresas de la muestra pertenecen a todos los sectores industriales del mercado chileno y son empresas que cotizan en Bolsa ([tabla A.1 del Anexo](#)), exceptuando al sector financiero, de seguros y de pensiones, debido a que en este segmento las empresas tienen regulaciones especiales, como por ejemplo la realizada por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF). Como señalan [Rodríguez, Gallego y García \(2010\)](#), esas entidades suelen estar sujetas a un mayor control por instituciones que influyen en sus prácticas de divulgación de información y, por lo tanto, distorsionarían las relaciones encontradas con el indicador de calidad informativa de las empresas.

En la muestra, el 75% de las empresas tienen un tamaño de inversión de menos de un billón de pesos chilenos (\$), su mediana es de unos \$260 millardos, con un rango intercuartílico de \$710 millardos, donde la empresa más pequeña es de unos \$6 millardos (a precios de 2005). La capitalización bursátil en 2005 de todas las empresas de la muestra asciende a algo menos de \$40 billones y representa casi un 35% del total de todo el mercado bursátil objetivo

Tabla 2
Descripción de las variables usadas

Variable	Descripción
Tobin	$= \frac{PB+TD}{TA}$ donde <i>PB</i> es el patrimonio a valor de mercado, <i>TD</i> es el total pasivo y <i>TA</i> es el activo total
TACC_TA	$= \frac{(AC-E)-(PC-DC)-D}{AP}$, donde <i>AC</i> es el total de activos corrientes, <i>E</i> es el efectivo, <i>PC</i> el total de pasivos corrientes, <i>DC</i> es la deuda de corto plazo, <i>D</i> es la depreciación del ejercicio, y <i>AP</i> es el total de activo promedio
PPE_TA	$= \frac{PPE}{TA}$, donde <i>PPE</i> es el total de propiedad, planta y equipos y <i>TA</i> es el activo total
Deuda_PBurs	$= \frac{TD}{PB}$, donde <i>TD</i> es la deuda total y <i>PB</i> es el patrimonio bursátil
TD_TA	$= \frac{TD}{TA}$, donde <i>TD</i> es la deuda total y <i>TA</i> el activo total
LnDeuda	: Logaritmo natural de la deuda (<i>TD</i>)
Nro Block	Número de bloques con un porcentaje del 5%
AFP	Porcentaje de propiedad de las AFP
DAFP	Cantidad de directores que forman parte de directorio de las AFP
NAFP	Porcentaje de propiedad de otras Instituciones No AFP
CGO_20	Porcentaje de la concentración de la propiedad inferior al 20%

Fuente: elaboración propia.

chileno⁴. Así, y dada la caracterización de la muestra presentada en el anterior análisis, no es recomendable realizar una clusterización de la misma.

Tomando en cuenta los objetivos e hipótesis del presente estudio, el conjunto de datos puede ser separado en 2 tipos: a) aquellas variables que ayudan a caracterizar a las empresas, en cuanto a la confianza que le tiene el mercado, la composición de su propiedad junto al endeudamiento y estructura de inversiones, y b) un indicador de revelación de información (el *DIS*). Los principales estadísticos del conjunto de datos que caracterizan a las empresas se encuentran en la [tabla 1](#).

El significado de las variables se presenta en la [tabla 2](#).

Por otra parte, en los estadísticos de los 4 momentos expuestos en la [tabla 3](#) se puede observar que ninguna de las variables sigue una distribución normal. Esta afirmación se ratifica con los estadísticos del test de Kolmogorov-Smirnov (K-S), a una significación del 5%.

Adicionalmente, la variable *DIS* tiene un rango más acotado (entre 0,2 y 0,64) debido a la naturaleza misma del índice. Su distribución es más parecida a la normal que las restantes variables; sobre todo al evaluarla año a año con los test de K-S y de Shapiro-Wilk (Sh-W). Sin embargo, se puede apreciar que a nivel agregado no satisface dicha regla, es decir, la significación es menor al 5%. Con

⁴ Estimación realizada en función de datos que provienen del [Banco de Pagos Internacionales \(2010\)](#), [Federación Iberoamericana de Bolsas, 2010](#), y [Pérez \(2010\)](#).

Tabla 3
Estadísticos del *DIS* para cada año y para toda la muestra

Año	N	Media	Desv.Est.			Test Kolmogorov-Smirnov			Test Shapiro-Wilk		
			típica	Mínimo	Máximo	Estadístico	Gl	Valor de p	Estadístico	Gl	Valor de p
2001	61	0,4861	0,0625	0,3412	0,6235	0,08662	61	0,20000	0,98518	61	0,66904
2002	61	0,4812	0,0720	0,2000	0,6235	0,09937	61	0,20000	0,94168	61	0,00590
2003	61	0,4839	0,0624	0,3294	0,6235	0,08029	61	0,20000	0,98552	61	0,68711
2004	61	0,4918	0,0560	0,3647	0,6235	0,09112	61	0,20000	0,98194	61	0,50434
2005	61	0,4920	0,0540	0,3647	0,6235	0,09239	61	0,20000	0,98608	61	0,71671
2006	61	0,5346	0,0396	0,4353	0,6118	0,10452	61	0,09489	0,97614	61	0,27788
2007	60	0,5333	0,0520	0,3294	0,6118	0,09806	60	0,20000	0,93312	60	0,00270
2008	61	0,5329	0,0503	0,3176	0,6353	0,15147	61	0,00135	0,87877	61	0,00002
2009	61	0,5354	0,0470	0,3412	0,6118	0,13387	61	0,00838	0,91265	61	0,00035
Total	548	0,5079	0,0602	0,2000	0,6353	0,11010	548	0,00000	0,96366	548	0,00000

Fuente: elaboración propia.

estos datos se pretende evaluar el comportamiento que ha tenido este indicador a través del tiempo y, luego, encontrar si las variables que caracterizan a las empresas permiten suponer que son determinantes de la calidad de la información entregada por las empresas.

3.2. Modelos econométricos

Con las variables anteriormente expuestas, se ha empleado un modelo econométrico de corte transversal para el primer y último período de la muestra (2001 y 2005). Posteriormente, se ha analizado un modelo de panel de datos para todo el período de la muestra (2001–2005). Con lo anterior, a través del modelo de corte transversal, se pretende tener en cuenta las características estáticas o permanentes de la revelación de la información, y mediante los modelos de panel de datos se consideran los efectos temporales de esta variable para las empresas de la muestra.

3.2.1. Modelo econométrico de corte transversal

La estimación de corte transversal para los períodos 2001 y 2005 de la muestra, se realiza a través de mínimos cuadrados ordinarios, dadas las buenas propiedades de este estimador para modelos lineales e intrínsecamente lineales (Trivez, 2004). La variable dependiente a utilizar es el *DIS* y las variables independientes o factores determinantes del modelo son aquellas indicadas en la tabla 2.

El modelo linealizado, en su forma funcional, queda estructurado de la siguiente manera:

$$DIS_i = B_0 + B_1 * TOBIN_i + B_2 * Tacc_TA_i + B_3 * AFP_i + B_4 * Deuda_PBurs_i + B_5 * LnDeuda_i + B_6 * NroBlock_i + B_7 * CGO_20_i + B_8 * TD_TA_i + B_9 * DAFP_i + B_{10} * PPE_TA_i + B_{11} * NAFP_i + u_i \quad (1)$$

donde, *i* = empresas de la muestra

3.2.2. Modelo panel de datos

Para este caso y la estimación del valor de los parámetros, inicialmente se trabaja con modelos de panel con coeficientes constantes, efectos fijos de secciones cruzadas, efectos fijos de tiempo y el modelo general de efectos aleatorios. Para comprobar la aplicabilidad del modelo de efectos aleatorios se utilizó el test de Hausman (Hausman, 1978), cuyos resultados muestran que los efectos aleatorios probados no representan los datos de la muestra. Así, considerando el número de empresas y/o el número de períodos involucrados se determina cuál de los modelos, si el de efectos fijos de secciones cruzadas o el de efectos fijos de tiempo, será el que mejor se adecúa a la situación en estudio (Greene, 1999). Analizado

el test de Wald para el conjunto de la muestra se han encontrado problemas en la estabilidad de la muestra y se han detectado problemas de heterocedasticidad, por lo que se ha decidido reestimar el modelo incluyendo ponderaciones *cross-section* para corregir este problema.

Así, el modelo linealizado, en su forma funcional, queda estructurado de la siguiente manera:

$$DIS_{it} = B_0 + B_1 * TOBIN_{it} + B_2 * Tacc_TA_{it} + B_3 * AFP_{it} + B_4 * Deuda_PBurs_{it} + B_5 * LnDeuda_{it} + B_6 * NroBlock_{it} + B_7 * CGO_20_{it} + B_8 * TD_TA_{it} + B_9 * DAFP_{it} + B_{10} * PPE_TA_{it} + B_{11} * NAFP_{it} + u_t \quad (2)$$

donde, *i* = empresas de la muestra; *t* = período (2001–2005).

4. Resultados

A continuación se exponen los resultados de los análisis del comportamiento del *DIS* y de los modelos econométricos usados en el presente estudio.

4.1. El índice de revelación de información entregada por las empresas

Como se puede advertir de la tabla 3 y en la figura 1 (parte izquierda), la media aritmética del *DIS* se ha ido incrementando año tras año, a excepción de 2007. En esta última figura también se puede observar en los diagramas de caja del *DIS* que ha aumentado la mediana, sus valores mínimos y sus cuartiles. Una potencial explicación a este fenómeno puede ser que en Chile, durante los últimos años, las exigencias en materias de revelación de información y transparencia han ido en aumento en ámbitos corporativos, públicos e incluso políticos.

También es posible advertir que la dispersión de dicho indicador ha ido cayendo en los últimos años (tabla 3). Especialmente se puede observar en la tabla 3 y en la figura 1 (parte derecha) que hay un cambio en la magnitud de la variabilidad a partir de 2006. Tanto el cambio de la variabilidad como el aumento de los valores medios del *DIS* se sometieron a evaluación estadística (paramétrica y no-paramétrica), evaluando la igualdad de varianzas. Del análisis se puede advertir que en términos medios el *DIS* crece año a año, pero no lo suficiente como para que sea estadísticamente significativo (al 5%), a excepción de 2006. En dicho año hay un aumento del 9% de la media del *DIS* de 2005 y de todos los otros estadísticos de tendencia central. Con el análisis de la homogeneidad de la varianza se logró observar que esta no es constante en todos los grupos anuales. Existen 2 grupos de años donde la variabilidad del *DIS* es estadísticamente diferente (al 5%): el primer bloque es de los años 2001 a 2005 y el segundo bloque es de los años 2006 a 2009.

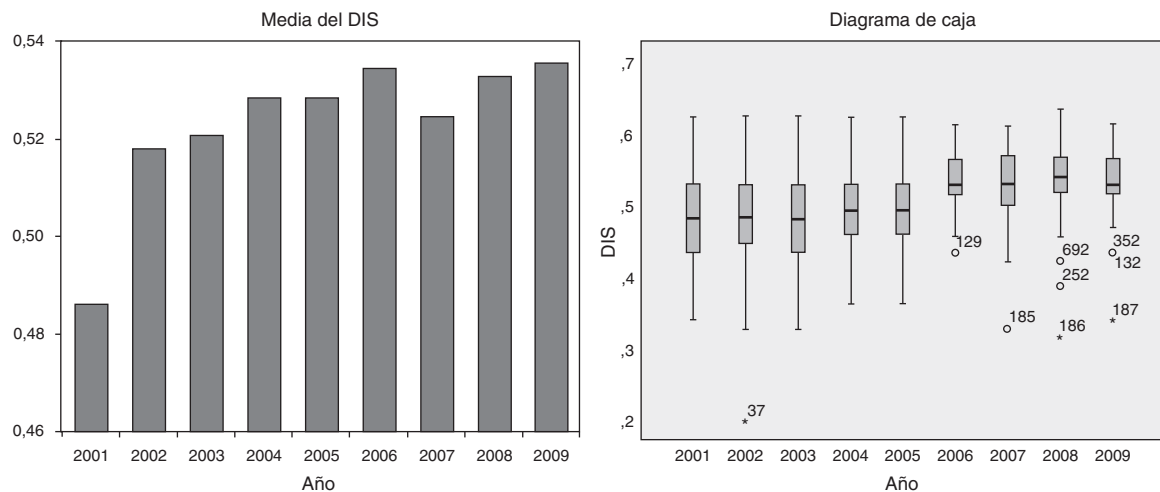


Figura 1. Gráfico de barras y diagrama de caja del DIS para los años 2001 a 2009.

Fuente: elaboración propia.

No obstante, la variabilidad dentro de cada bloque es homogénea y la variabilidad del segundo bloque es estadísticamente inferior a la del primer bloque de tiempo (para mayor detalle del análisis ver [tabla A.4 del Anexo](#)).

Con la información anteriormente recabada se han realizado análisis de corte transversal para los años 2001 y 2005. Los principales resultados de dicho análisis se presentan en la siguiente sección.

4.2. Modelo econométrico de corte transversal

Para el modelo de corte transversal del año 2001, el coeficiente de determinación es del 11,8%. En la izquierda de la [tabla A.2](#) (en [Anexo](#)) se puede observar el valor de los coeficientes y de los niveles de significación individuales para cada uno de los parámetros del modelo.

Para validación del modelo se emplearon el test de White para contrastar heterocedasticidad, el test de Durbin-Watson para contrastar la autocorrelación y el test de Jarque-Bera para verificar normalidad de los residuos. Los resultados obtenidos para dichos tests⁵ validan las hipótesis del modelo de regresión planteado.

Los resultados de la parte izquierda de la [tabla A.2](#) indican que las variables que poseen un efecto positivo sobre la revelación de la información de las empresas de la muestra son: Tobin, AFP, Deuda_PBurs, NroBlock, CGO_20, PPE_TA y NAFF; mientras que las variables Tacc_TA, LnDeuda, TD_TA y DAFP tienen un efecto negativo sobre la variable endógena del modelo.

Por otra parte, en el corte transversal de 2005, el modelo logra un ajuste del 12%. En la parte derecha de la [tabla A.2](#) (en [Anexo](#)) se puede observar el valor de los coeficientes y de los niveles de significación individuales para cada uno de los parámetros del modelo.

De manera equivalente se usaron el test de White para contrastar la heterocedasticidad, el test de Durbin-Watson para contrastar la autocorrelación y el test de Jarque-Bera para verificar normalidad de los residuos. Los resultados obtenidos para dichos tests⁶ validan las hipótesis del modelo de regresión planteado. Tanto los coeficientes como los estadísticos de estos test se encuentran en la parte derecha de la [tabla A.2](#). Desde estos estadísticos es posible

evidenciar que las variables que poseen un efecto positivo sobre la revelación de la información de las empresas de la muestra son: Tobin, LnDeuda, NroBlock, PPE_TA y NAFF, mientras que las variables Tacc_TA, AFP, Deuda_PBurs, CGO_20, TD_TA y DAFP poseen un efecto negativo sobre la variable endógena del modelo. En un estudio anterior, [Azúa, Pizarro, Silva y Díaz \(2010\)](#) también encuentran que la presencia de inversionistas institucionales AFP no contribuye a aumentar la revelación de información. Ahora bien, los anteriores resultados son meramente ilustrativos porque la gran mayoría de los coeficientes no son estadísticamente significativos.

Con los resultados anteriormente expuestos, es posible observar los problemas de estabilidad temporal presente en la muestra, lo que se explica a través de la diferencia de los coeficientes obtenidos para las mismas variables analizadas a través del tiempo; por lo anterior, parecería que un modelo de panel de datos podría ayudar a resolver el problema expuesto.

4.3. Modelo panel de datos

Con el objeto de solucionar los problemas relacionados con la estabilidad temporal y la problemática asociada a la hipótesis de las perturbaciones esféricas, específicamente a la varianza no constante presente en los modelos de corte transversal, se realizan estimaciones utilizando modelos de panel de datos, específicamente la herramienta ponderaciones *cross-section*. Es así, que al estimar el modelo mediante mínimos cuadrados generalizados (incorporando ponderaciones de sección cruzada), ha sido posible solucionar los problemas de varianza no constante presente en los modelos de corte transversal. Los resultados de la estimación se presentan en la [tabla 4](#).

Analizando los resultados de la [tabla 4](#) es posible observar la mejora producida en el modelo con ponderaciones *cross-section*, con un coeficiente de determinación del 98% versus los resultados que entregaría un modelo sin ponderaciones *cross-section*, con un coeficiente de determinación del 4,6%. Por otra parte, analizando los resultados del test de Wald⁷ para el conjunto de la muestra, se puede observar que se han solucionado los problemas en la estabilidad de la muestra. Luego los resultados de la estimación ([tabla 4](#)) indican un positivo y significativo⁸ efecto de Tobin, AFP, LnDeuda,

⁵ White: F-statistic = 0,485; valor de p = 0,958; Durbin-Watson = 1,37; dL = 1,421; dU = 1,670; $\alpha = 0,01$.

⁶ White: F-statistic = 0,95; valor de p = 0,532; Durbin-Watson = 2,074; dL = 1,421; dU = 1,670; $\alpha = 0,01$.

⁷ Wald Test: F-statistic = 5141,365; valor de p = 0,000.

⁸ Valor de p = 0,05; $\alpha = 0,05$.

Tabla 4Resultados de la estimación del modelo determinantes del *DIS*. Panel ponderaciones *cross-section* 2001–2005

Variable	Coefficiente	Desv.Est.	Estadístico t	Valor de p
Tobin	0,013839	0,003714	3,726356	0,0002
Tacc.TA	−0,025643	0,017570	−1,459470	0,1455
AFP	0,320474	0,064443	4,972941	0,0000
Deuda_PBurs	−0,012236	0,003566	−3,431223	0,0007
LnDeuda	0,003147	0,000728	4,322602	0,0000
NroBlock	0,008775	0,001861	4,715467	0,0000
CGO_20	0,012162	0,009225	1,318398	0,1884
TD_TA	−0,013291	0,014785	−0,898964	0,3694
DAFP	−0,042582	0,013203	−3,225124	0,0014
PPE_TA	0,038178	0,009538	4,002878	0,0001
NAFP	0,048856	0,021572	2,264802	0,0243
C	0,369305	0,016968	21,76518	0,0000
Estadísticos ponderados				
R2	0,986057	MediaVar.Dep.		2,381314
R2 Ajustado	0,985528	DE Var.Dep		1,694997
S.E. Regresión	0,203909	Sum.Resid.Cuad.		12,05783
Estadístico F	1864,412	Est.Durbin-Watson		0,506792
Valor de p (estadísticoF)	0,000000			
Estadísticos sin ponderar				
R2	0,046589	MediaVar.Dep.		0,517082
Sum.Resid.Cuad.	20,60787	Est.Durbin-Watson		0,026416

Fuente: elaboración propia.

NroBlock, PPE_TA, y NAFP, pero un significativo y negativo efecto de Deuda_PBurs y DAFP sobre la revelación de la información.

5. Conclusiones

Al analizar los datos acerca de la entrega de información que hacen las empresas al mercado, reflejado en la variable *DIS*, se ha podido observar que este ha aumentado levemente a lo largo del tiempo, quizás de una manera imperceptible. Al observar el bloque 2001–2005 hay una mayor variabilidad que en el bloque 2006–2009, lo que se explica por los cambios legales y normativos. En Chile, las empresas deben cumplir con un mínimo de revelación de información exigida por la normativa, por ello existe el valor mínimo de 0,4 para el indicador. Por otra parte, no hay en el mercado chileno un mayor incentivo para revelar información y se ve reflejado en que el mayor valor del *DIS* alcanzado en la muestra es 0,6 (de un máximo valor posible igual a 1).

Relativo a los objetivos de la investigación, se ha demostrado que con relación al porcentaje de propiedad que poseen las AFP estas tienen un efecto significativo y positivo sobre el nivel de revelación de información al mercado, lo que valida la hipótesis 1 de la investigación. Ahora bien, la relación planteada entre la revelación de información y el nivel de endeudamiento resulta ser una relación inversa, es decir, a mayor endeudamiento menor revelación, debido a que las empresas prefieren entregar información directamente a la institución que provee los fondos, validando la hipótesis 2 de la investigación.

En relación con las otras variables del modelo, se encontró que la variable Valor de la Empresa (medido a través de *Q* de Tobin) tiene una relación significativa y positiva, lo que indica que ante un aumento del potencial de la empresa crece el nivel de revelación de información. Los inversionistas con propiedad del 5% o más presentan una relación significativa y positiva, dado que el número de personas que posee esta participación es relevante y, por lo tanto, a mayor número de *blockholders* mayor es el nivel de revelación de información. También influye en la revelación de la información el tamaño de la empresa, lo que demuestra una relación significativa y positiva.

Desarrollado este análisis, se considera que hay futuras líneas de investigación en el área de asimetrías de información que tengan tendencia a mejorar la medición de la revelación de información.

Financiación

Este artículo se ha originado en el marco del proyecto de investigación concursable de la Pontificia Universidad Católica de Valparaíso (DI 2011 n.º 037.328) y agradecemos el apoyo y financiación de esta universidad.

Agradecimientos

Queremos agradecer el valioso apoyo y comentarios del profesor David Cademartori Rosso, quien ha participado en el proyecto de investigación mencionado en el apartado «Financiación».

Anexo.

Tabla A.1

Empresas de la muestra

Aguas	Colbun	Endesa	Pasur
Almendral	Coloso	Enersis	Pehuenche
Antarchile	Conchatoro	Entel	Pesquera Itata (Blumar)
Banmedica	Copec	Eperva	Pilmaiquen
Besalco	Cristales	Fosforos	Pucobre
Calichera	Ctc	Gasco	San Pedro
Campos	Cti	Gener (Aesgener)	Sipsa
Cap	Duncanfox	Iansa	Soquicom
Cct	Edelmag	Indiver	Sqm
Ccu	Edelnor (Ecl)	Inforsa	Tattersall
Cem	Elecdia	Invercap	Telefónica Mundo (Ctc Mundo)
Cementos	Elecmetal	Madeco	Telsur
Cge	Eliqsa	Marinsa	Tricahue
Chilectra	Embonor	Masisa	Vapores
Cholguan	Emelari	Melón	Ventanas
Cintac	Emiliana	Minera	Zofri
Cmpc	Enaex	Parauco	

Nota: se indican los nombres nemotécnicos bursátiles de las compañías de la muestra y en el caso que este nemotécnico haya cambiado a fecha de hoy se presenta entre paréntesis.

Fuente: elaboración propia.

Estadísticos de modelos de corte transversal y segmentados por año

- **Estadísticos de modelos de cortes transversales:** la estimación de corte transversal para los períodos 2001 y 2005 de la muestra

Tabla A.2Estadísticos de los modelos de determinantes del *DIS*, cortes transversales 2001 y 2005

Variable	Modelo de corte transversal 2001				Modelo de corte transversal 2005			
	Coefficiente	Desv.Est.	Estadístico t	p valor	Coefficiente	Desv.Est.	Estadístico t	p valor
Tobin	0,001376	0,012533	0,109806	0,9130	0,020530	0,040496	0,506962	0,6145
Tacc.TA	−0,007247	0,054771	−0,132320	0,8953	−0,120370	0,121343	−0,991987	0,3261
AFP	0,071731	0,124861	0,574481	0,5684	−0,797823	0,944456	−0,844743	0,4024
Deuda_PBurs	1,178392	2,750664	0,428403	0,6704	−0,043644	0,062500	−0,698295	0,4883
LnDeuda	−0,000656	0,004828	−0,135805	0,8926	0,009770	0,010637	0,918499	0,3629
NroBlock	0,008825	0,006007	1,469018	0,1486	0,029001	0,033022	0,878241	0,3841
CGO_20	0,095465	0,085026	1,122777	0,2674	−0,610402	0,397257	−1,536543	0,1308
TD_TA	−0,041242	0,068433	−0,602659	0,5497	−0,026624	0,367797	−0,072387	0,9426
DAFP	−0,053587	0,071151	−0,753142	0,4552	−0,051452	0,234555	−0,219362	0,8273
PPE_TA	0,021134	0,040801	0,517977	0,6070	0,151553	0,196948	0,769507	0,4453
NAFP	0,091922	0,069747	1,317936	0,1941	0,022295	0,303346	0,073497	0,9417
C	0,414791	0,090527	4,581939	0,0000	0,481417	0,333512	1,443477	0,1552
R2	0,118714	Media Var.Dep.		0,486917	0,122088	Media Var.Dep.		0,529219
		DE Var.Dep		0,062903		DE Var.Dep		0,295967
S.E. Regresión	0,065734	CriterioAkaike info		−2,424407	0,306864	CriterioAkaike		0,649565
Sum.Resid.Cuad.	0,198765	Criterio Schwarz		−1,998109	4,614.110	Criterio Schwarz		1,064819
Log likelihood	8,230781	Estadístico F		0,563316	−7,811727	Estadístico F		0,619476
Est.Durbin-Watson	1,370055	Prob (estadístico)		0,848033	2,074070	p valor (estadístico F)		0,803285

Fuente: elaboración propia.

Tabla A.3Estadísticos de la evaluación de diferencias con el test T y el de Levene para datos de *DIS*

Período	Test T	gl	Valor de p (bilateral)	Dif. de medias	Valor de p test Levene
2001-2002	0,40288	120	0,68775	0,00492	0,74305
2002-2003	−0,22125	120	0,82527	−0,00270	0,61246
2003-2004	0,05000	120	0,95586	0,00350	0,62175
2004-2005	−0,01937	120	0,98458	−0,00019	0,77099
2005-2006 ^a	−4,97104	120	0,00000	−0,04262	0,02737
2006-2007	0,15326	119	0,87845	0,00129	0,14683
2007-2008	0,04840	119	0,96148	0,00045	0,50251
2008-2009	−0,28449	120	0,77653	−0,00251	0,95464

gl: grados de libertad.

Fuente: elaboración propia.

^a La evaluación del período 2005-2006 se realizó sobre la base de que en este período las varianzas no son homogéneas (con el test de Levene).

se realiza a través de mínimos cuadrados ordinarios. La variable dependiente utilizada es *DIS*. La tabla A2 expone los estadísticos básicos de los modelos de cortes transversales para 2001 y 2005.

- **Evaluación datos de la variable *DIS* segmentada por años:** se evaluaron diferentes test asumiendo y no asumiendo normalidad de los datos. Esto último se debe a que la no normalidad de los datos es rechazada solo para algunos períodos (ver los test K-S y Sh-W en la [tabla 3](#)). De acuerdo a los resultados de la [tabla A.3](#) las diferencias entre los valores del *DIS* entre los distintos años no son significativamente diferentes (al 5%), a excepción de aquella entre el período 2005 y 2006, rechazando la hipótesis de que no hay asociación entre el valor del *DIS* y el año (2005 vs. 2006).

Además, con los resultados de la prueba de Levene se apoya la idea de que las varianzas del *DIS* son homogéneas en la

segmentación por años, a excepción de la comparación 2005-2006 ([tabla A.3](#)). Esta idea queda visualmente expresada en la [figura 1](#) (parte derecha) y ratificada por la evaluación de la homogeneidad de la varianza total expuesta en la [tabla A.4](#), donde hay evidencias de homogeneidad de varianzas al 5% de significación.

También se evaluaron con el test de Kruskal-Wallis los rangos promedio para cada uno de los grupos anuales ([tabla A.5](#)). Del estadístico Chi-cuadrado y su significación estadística se puede concluir que las diferencias apreciadas en el *DIS* en los diferentes grupos de años no son producto del error aleatorio del muestreo. No hay pruebas para no rechazar la hipótesis nula, rechazando la igualdad de medias en la muestra. Esto también se valida con el test de la mediana y con el test de Jonckheere-Terpstra.

Para evaluar la diferenciación intragrupos e intergrupos se usó ANOVA de un factor, donde el test F (con valor 12,248) y su p valor de (0,000) apoyó las evidencias realizadas con las pruebas anteriores, ya que se rechaza la hipótesis nula de que las medias de *DIS* son

Tabla A.4Test de Levene para evaluar la homogeneidad de la varianza total del *DIS*

	Estadístico de Levene	gl1	gl2	p valor
Basándose en la media	3,232	8	539	0,001
Basándose en la mediana	3,162	8	539	0,002
Basándose en la mediana y con gl corregido	3,162	8	484,814	0,002
Basándose en la media recortada	3,208	8	539	0,001

Fuente: elaboración propia.

Tabla A.5

Evaluación no paramétrica con 3 pruebas, asumiendo no-normalidad

Estadísticos y datos del <i>DIS</i>	Kruskal-Wallis	Mediana	Jonckheere-Terpstra
Mediana		0,51765	
gl o n.º de niveles en año	8	8	9
Chi-cuadrado	92,76561	67,02526	
J-T observado			85146,0000
J-T tipificado			8,6747
Valor de p asintótica (bilateral)	1,275E-16	1,91667E-11	0

Fuente: elaboración propia.

Tabla A.6Test para evaluar la diferencia entre grupos del *DIS*

Año	N	Test en subconjuntos para $\alpha = 0,05$					
		Student-Newman-Keuls		HSD de Tukey		Scheffé	
		Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 1	Grupo 2
2002	61	0,48120		0,48120		0,48120	
2003	61	0,48390		0,48390		0,48390	
2001	61	0,48611		0,48611		0,48611	
2004	61	0,49180		0,49180		0,49180	
2005	61	0,49200		0,49200		0,49200	
2008	61		0,53288		0,53288		0,53288
2007	60		0,53333		0,53333		0,53333
2006	61		0,53462		0,53462		0,53462
2009	61		0,53539		0,53539		0,53539
Significatividad		0,82316	0,994652	0,978537	1	0,997159	1

Fuente: elaboración propia.

iguales en los diferentes grupos de años. Luego, en la evaluación de los contrastes a posteriori, para encontrar diferencias significativas en el ANOVA se usaron los test de Newman-Keuls, de Tukey y de Scheffé para que los estadísticos de subconjuntos separaran los años en que son significativamente diferentes, al 5% (tabla A.6). De estas pruebas de los 3 tipos de test es posible separar la muestra en 2 grupos diferentes: desde el año 2001 al 2005 y desde el año 2006 al 2009.

En resumen, en las diferentes evaluaciones realizadas sobre los valores del *DIS* se encontró que:

- Hay un incremento significativo del valor del *DIS* desde 2001 hasta 2009 e incrementos muy leves año a año.
- La mayor distancia se produce entre los datos de 2005 y 2006.
- La diferencia entre los valores del *DIS*, en términos medios, entre cada año no es estadísticamente significativa, a excepción de la producida entre 2005 y 2006.
- Existen evidencias de que la varianza no es constante en los datos entre 2001 y 2009, pero sí es constante al interior de los 2 subconjuntos de datos: 2001-2005 y 2006-2009.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

- Alonso Almeida, M. (2010). Valoración por los analistas financieros de la información de las empresas divulgada a través de internet. *Estudios Gerenciales*, 26(114), 169–188.
- Azúa, D., Pizarro, V., Silva, B. y Díaz, P. (2010). Influencia de la deuda con el público y la concentración de propiedad en la transparencia del mercado de capitales chileno. *Estudios Gerenciales*, 26(115), 79–92.
- Ball, R., Kothari, S. P. y Robin, A. (1999). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *University of Rochester Working Paper FR 99-12*, doi:10.2139/ssrn.176989.
- Banco de Pagos Internacionales (2010). 80.º informe anual 1 de abril de 2009–31 de marzo de 2010. Recuperado el 17 de julio de 2011 de: <http://www.bis.org/publ/arpdf/ar2010.es.pdf>
- Bushee, B., Carter, M.E. y Gerakos, J. (2010). Institutional investor preferences for corporate governance mechanisms. Philadelphia, PA: University of Pennsylvania-The Wharton School. Recuperado el 5 de enero de 2011 de: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1070168
- Chen, W. P., Chung, H., Lee, C. y Liao, W. L. (2007). Corporate governance and equity liquidity: Analysis of S&P transparency and disclosure rankings. *Corporate Governance*, 15(4), 644–660.
- Claessens, S. y Fan, J. (2002). Corporate governance in Asia: A survey. *International Review of Finance*, 3(2), 71–103.
- Comisión Nacional de Valores (2011). Glosario. Transparencia [consultado 5 May 2011]. Disponible en: <http://www.cnmv.es/Portal/inversor/Glosario.aspx>
- Federación Iberoamericana de Bolsas. (2010). Informe estadístico mensual. Diciembre de 2010. Recuperado el 14 de agosto de 2011 de: http://www.fiabnet.org/inf_mensuales/IM-Dic2010.pdf

- García-Lara, J. M., García-Osma, B. y Penalva, F. (2011). Conditional conservatism and cost of capital. *Review of Accounting Studies*, 16(2), 247–271, doi:10.1007/s11142-010-9133-4.
- Greene, W. H. (1999). *Análisis econométrico* (3.ª ed.). Madrid: Prentice Hall.
- Global Corporate Governance Forum (CGGF), Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) e International Finance Corporation (IFC). (2010). White paper on strengthening the role of institutional investors in Latin American corporate governance. Pre-Publication FINAL DRAFT. Recuperado el 20 de agosto de 2011 de: <http://www.oecd.org/dataoecd/56/31/46200302.pdf>
- Haat, M., Mahenthiran, S., Rahman, R. y Hamid, N. (2006). Agency costs as a factor in the suspension of companies from the Kuala Lumpur stock exchange. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2(1), 99–121.
- Hashim, H. A. y Devi, S. S. (2007). Corporate governance, ownership structure and earnings quality: Malaysian evidence. *Research in Accounting and Emerging Economics*, 8, 97–123.
- Hausman, J. A. (1978). Specification test in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Hope, O. K. y Thomas, W. B. (2008). Managerial empire building and firm disclosure. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 591–626.
- International Accounting Standards Board-IASB. (2010). Marco conceptual para la información financiera 2010. Recuperado el 04 de junio de 2011 de: <http://eifrs.iasb.org/eifrs/files/122/spanmarcoconceptual%202010.188.pdf>
- International Organization of Securities Commissions-IOSCO. (2003). Metodología para evaluar la implantación de los objetivos y principios de la OICV para la regulación de los mercados de valores. Recuperado el 25 de mayo de 2011 de: <http://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD155-Spanish.pdf>
- International Organization of Securities Commissions-IOSCO. (2010). Objectives and principles of securities regulation, 1–12. Recuperado el 24 de abril de 2011 de: <http://www.iosco.org/library/pubdocs/pdf/IOSCOPD323.pdf>
- Kanagaretnam, K., Lobo, G. y Whalen, D. (2007). Does good corporate governance reduce information asymmetry around quarterly earnings announcements? *Journal of Accounting and Public Policy*, 26(4), 497–522.
- Khanna, T., Kogan, J. y Palepu, K. (2006). Globalization and similarities in corporate governance: A cross-country analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 88(1), 69–90.
- Khurana, I. K., Pereira, R. y Martin, X. (2006). Firms growth and disclosure: An empirical analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(2), 357–380.
- Kothari, S., Leone, A. y Wasley, C. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.
- Lins, K. V. (2003). Equity ownership and firm value in emerging markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1), 159–184.
- Organización para Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). (2004). Principios de gobierno corporativo de la OCDE. Recuperado el 20 de julio de 2011 de: <http://www.oecd.org/dataoecd/47/25/37191543.pdf>
- Pérez, J. (2010). Una caracterización de las empresas privadas no financieras de Chile. *Estudios Económicos Estadísticos del Banco Central de Chile*, 83. Recuperado el 12 de abril de 2011 de: <http://www.bcentral.cl/estudios/estudios-economicos-estadisticos/083.htm>
- Pizarro, V., Mahenthiran, S., Cademartori, D. y Curci, R. (2007). The influence of insiders and institutional owners on the value, transparency, and earnings quality of chilean listed firms. Recuperado el 05 de marzo de 2011 de: <http://ssrn.com/abstract=982697>
- Rodríguez, D. L., Gallego, I. y García, S. I. (2010). Determinantes de la divulgación voluntaria de información estratégica en internet: un estudio de las empresas españolas cotizadas. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 19(1), 9–26.
- Silva, B. (2011). Valor razonable, un modelo de valoración incorporado en las normas internacionales de información financiera. *Estudios Gerenciales*, 27(118), 97–114.
- Silva, B., Azúa, D., Díaz, P. y Pizarro, V. (2008). The influence of institutional investors on the transparency of the Chilean capital market. *Academia, Revista Latinoamericana de Administración*, 40, 54–67.

- Sivaramakrishnan, S. y Yu, S. (2008). *On the association between corporate governance and earnings quality. AAA 2008 Financial Accounting and Reporting Section (FARS) Paper.*. Recuperado el 8 de julio de 2011 de: <http://ssrn.com/abstract=1014243>.
- Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) (1989). Norma de carácter general 30. Establece normas de inscripción de emisores y valores de oferta pública en el Registro de Valores, su difusión, colocación y obligaciones de información consiguientes. Recuperado el 7 de junio de 2011 de: http://www.svs.cl/sitio/legislacion_normativa/normativa2.php#
- Trívez, J. (2004). *Introducción a la econometría*. Madrid: Ediciones Pirámide.